

Université de Montréal

Rapport de recherche

Économies d'échelle et population

Rédigé par :  
Brice, Gabriel

Dirigé par :  
Vaillancourt, François

Département de sciences économiques  
Faculté des arts et des sciences

8 mai 2013

## **Tables des matières**

|                               |    |
|-------------------------------|----|
| Introduction                  | 2  |
| Revue littéraire              | 3  |
| Shapiro                       | 3  |
| Pommerehne et Blankart        | 5  |
| Dollery et Fleming            | 7  |
| Boyne                         | 10 |
| Byrne et Dollery              | 13 |
| Question de recherche         | 17 |
| Les données                   | 18 |
| Résultats                     | 19 |
| Charges nettes par habitant   | 19 |
| Déneigement                   | 24 |
| Coût de la voirie             | 28 |
| Coût de la distribution d'eau | 33 |
| Analyse et conclusion         | 39 |
| Bibliographie                 | 44 |

## Introduction

En 2001, le gouvernement du Parti Québécois impose à un grand nombre de municipalités québécoises de se fusionner. Afin de promouvoir ces fusions, le gouvernement de l'époque évoque une amélioration de l'efficacité qui serait tirée des économies d'échelle. Dans le Livre Blanc sur la réorganisation municipale « Changer les façons de faire pour mieux servir les citoyens », publié à l'instigation de la ministre Louise Harel, les employés du ministère affirmaient que : « Les fusions de municipalités peuvent permettre d'offrir de meilleurs services à la population, et ce, à moindre coût. En éliminant les duplications et en rendant possibles des économies d'échelle, elles permettent aux municipalités de réduire les coûts et d'atteindre le seuil leur permettant d'être plus efficaces et d'offrir plus facilement des services de meilleure qualité. » Toutefois, la littérature américaine sur les coûts de production des services locaux suggère que la fonction de production varie d'un service à un autre. De ce fait, certains services, à un certain niveau de population, semblent devenir moins efficaces ce qui provoque des déséconomies d'échelle. Plus de dix années plus tard, le débat n'est toujours pas clos. En effet, plusieurs reprochent encore aux élus du Parti Québécois d'avoir omis l'ensemble des études qui ont été faites à cet effet. Les comptes de taxes municipales de nombreux citoyens ont augmenté suite à ces fusions et un mouvement de contestation s'est fait sentir. Ainsi, en 2004, le gouvernement du Parti libéral du Québec permet aux municipalités nouvellement fusionnées de tenir un référendum afin de leur offrir la possibilité de se défusionner. Plusieurs municipalités ont donc choisi de se séparer à la suite d'un vote positif de leurs citoyens.

La thèse des économies d'échelle a été depuis mise en doute. Toutefois, certains auteurs affirment que certains services sont plus susceptibles de générer des économies d'échelle. Les services demandant beaucoup de capital auraient une courbe de coût décroissante lorsque la demande de service augmente. Il serait donc intéressant de vérifier si certains services offerts bénéficient d'économie d'échelle.

L'objectif de cette étude est de vérifier s'il existe bien des économies d'échelle en milieu municipal et de savoir si certains services sont plus susceptibles d'entraîner des économies d'échelle lorsqu'un plus gros bassin de consommateur est desservi. Ce papier présente premièrement une revue de la littérature entourant ce sujet, une présentation du modèle, les hypothèses et finalement l'analyse et les résultats. Des régressions multivariées seront utilisées dans le but de cerner les effets faisant varier les coûts des services publics municipaux.

## **Harvey Shapiro - Economies of Scale and Local Government Finance**

Shapiro(1963), tente d'établir le lien entre population et dépenses publiques municipales. Se référant aux statistiques du recensement municipal américain de 1957, il souhaite décrire et évaluer la situation selon les dépenses par personne, les revenus issus des taxes foncières et des revenus totaux par personne des différents comtés. Il divise les comtés en 9 classes : 5000 habitants en moins, entre 5000 et 9999 habitants, de 10 000 à 14 999, 15 000 à 24 999, 25 000 à 49 999, 50 000 à 99 999, de 100 000 à 249 999 et finalement les comtés de plus de 250 000 habitants.

### **Analyses des dépenses**

Afin d'analyser cette situation, l'auteur compare 48 différents états américains et les dépenses de leurs comtés selon leur classe de population. Dans 20 états sur 48, les municipalités ayant moins 5000 habitants sont celles où les comtés dépensent le plus tandis que c'est seulement en 'Illinois que l'on dépense le moins pour les habitants de comtés de moins de 5000 habitants. De plus, dans 10 des 48 états étudiés, la classe de comtés ayant plus de 250 000 habitants est celle où les dépenses sont les plus élevées et aucun état n'attribue à la population des grandes villes les plus basses dépenses. Il semblerait donc que les basses et hautes populations sont celles qui demandent les plus grandes dépenses. Les dépenses élevées des comtés les moins peuplés semblent directement liées aux économies d'échelle. Dix ans avant Shapiro, Hansen et Perloff (1944) déduisaient alors qu'il fallait une population minimale de 10 000 personnes pour établir de bonnes performances des services municipaux. Les dépenses plus élevées dans les petits comtés seraient dues à l'absence d'économies d'échelle et celle des plus grandes villes dues à la diversité des services offerts. De plus les grandes municipalités offrent des services à des individus habitant d'autres municipalités. Plusieurs auteurs croyaient que la centralisation des pouvoirs et donc la réduction du nombre d'administrations toutefois Hirsch (1952) démontre que ce sont les municipalités de 50 000 à 100 000 habitants qui sont le plus efficaces.<sup>1</sup>

### **Analyse des revenus**

Les revenus de comtés sont issus de deux sources : de l'état et des taxes foncières locales. Les revenus par personne de comtés sont les plus élevés dans les plus petits comtés (moins de 5000 habitants) et dans les plus peuplés (plus de 250 000 habitants). En général, les taxes foncières les plus élevées sont celles de comtés de moins de 5000 habitants et ceux de plus 250 000 habitants. Ceux qui ont les taxes

---

<sup>1</sup> "Werner Z. Hirsch, "Expenditure Implications of Metropolitan Growth and Consolidation," op. cit., p. 240.

les moins élevées sont les comtés de 50 000 à 100 000 habitants. Il est aussi intéressant de remarquer que si les revenus fonciers par personne des grandes villes sont dans les plus élevés, 27 des états transfèrent leurs plus petites sommes aux habitants de ces municipalités. En comparaison, 26 des états qui allouent les plus grandes sommes aux habitants des comtés de moins de 50 000 habitants. Cette distribution reflète le fait qu'il semble avoir plus de richesse dans les plus grandes communautés. La dette des grands comtés est généralement proportionnellement plus élevée contrairement aux plus petits comtés. Ces dettes reflèteraient l'exode des populations rurales vers des banlieues qui augmenterait le besoin en services et infrastructures des municipalités centrales.

Finalement, il semble donc que ce sont les comtés les plus peuplés et les moins peuplés qui demandent les plus grandes dépenses publiques. Comme relaté précédemment, ces plus grandes dépenses seraient, pour les plus petits comtés, le fruit des déséconomies d'échelle. Pour les plus grands comtés, les plus grandes dépenses seraient dues à une plus grande diversité des services demandés et de l'utilisation de ces services et infrastructures par une population extérieure. Les dépenses de comtés de population variant entre 20 000 et 249 999 seraient celles où les dépenses sont les plus faibles.

### **Werner Pommerehne et Charles Beat Blankart – Les économies d'échelle dans les services urbains**

Pommerehne et Blankart (1979) se penchent sur les économies d'échelle en matière de services urbains. Ils étudièrent le regroupement de certaines communes suisses. Ils commencent leur article avec deux premières prémisses :

- Les économies d'échelle en production sont positives si la variation relative de la production est plus grande qu'une variation correspondante de tous les facteurs de production
- Les économies d'échelle en consommation sont positives, si la consommation du bien ou service (le plus souvent collectif) par un individu n'exclut en rien la consommation à un niveau de satisfaction identique, de n'importe quel autre individu.

### **Économie d'échelle de production et de consommation**

Les économies d'échelle en production sont les plus étudiées et se réfèrent généralement à des services publics tels l'électricité, l'eau ou le gaz. Ceux-ci sont étudiés, car elle offre un exemple de marché où l'ensemble des moyens de

production ont les mêmes spécificités techniques ce qui mènent généralement à des économies d'échelle lorsque que la production augmente.

Toutefois Pommerehne et Blankart remettent en doute l'idée que du regroupement des communes se dégagera certaines économies d'échelle. En effet, premièrement, le processus de production concernant la commune doit être bien déterminé, car, par exemple, une commune s'occupant de la distribution d'électricité exclusivement ne tirera pas de bénéfices des économies d'échelle positives issues de la production de l'électricité. Deuxièmement, certains services offerts sont susceptibles d'offrir des économies d'échelle négatives. Troisièmement, se référant à McAvoy et Pindyck (1975), les auteurs avancent l'idée d'une certaine limitation quantitative au niveau de ressources qui font que les ressources futures peuvent être plus difficiles à exploiter. Finalement, la production des services telle l'électricité, l'eau ou le gaz sont généralement offert par de grosses usines qui desservent déjà un ensemble de communes. Toutefois, les services tels le ramassage des ordures, les services de poste pourraient amener certaines économies d'échelles, mais sont offert par des monopoles nationaux donc le regroupement des communes n'apporte aucune économie d'échelles.

Les économies d'échelles en consommation sont moins évidentes. En effet la satisfaction de chacune des communes face à un service public est difficile à déterminer, ce qui empêche des ententes entre différentes communes afin de mettre le service en commun et de profiter des économies d'échelles. Les services de police semblent offrir des économies d'échelle négative au contraire des services d'incendie ou administratifs. Les coûts moyens en éducation ne sont quant à eux ni croissants, ni décroissants.

### **Variable « qualité »**

L'analyse empirique des économies d'échelle entre différentes communes peut être problématique, car une variable exogène de qualité des services devrait être ajoutée, mais est difficilement quantifiable. Certains chercheurs, tels Ostrom et Parks (1973), utilisèrent l'enquête sur la population afin de définir une certaine variable reliée à la qualité des services obtenus. Une autre façon d'évaluer les services publics peut être basée sur les comportements des votants en situation de référendum. Les auteurs modélisent le comportement du votant comme suit :

$$(1) X^v = X^m * n^{-\theta}$$

$$(2) CM^v = CM^m * n^{\theta}$$

où

$X^m$  est la quantité du bien public,  
 $X^v$  est la quantité du bien public perçue par le votant,  
 $n$  est la population  
 $CM^v$  sont les coûts marginaux perçus par la votants  
 $CM^m$  sont les coûts marginaux de la production  
 $\partial$  est l'élasticité indiquant les économies d'échelle

Si  $X$  est un bien dit pur,  $\partial$  sera donc égal à 0, car indépendamment de la population, chaque individu peut profiter de la quantité totale et bénéficier d'économie d'échelle infinie. Si,  $X$  est un bien purement privé, les économies d'échelle seront nulles et dans les cas intermédiaires, où  $0 < \partial < 1$ , les économies d'échelles seront positives.

Après avoir analysé les données issues de 83 communes choisies, Pommerehne et Blnakart relèvent trois principales conclusions:

- 1) Il existe des économies d'échelle de production, mais celles-ci ne peuvent être utilisées comme argument pour le regroupement de communes.
- 2) Les économies d'échelle de consommation seraient de meilleurs arguments dans l'optique des fusions communales. Cependant, à la lumière de leurs résultats, il ne semble pas avoir de résultats empiriques concernant les économies dans les services urbains. Le regroupement de communes, à part celles d'une population peu nombreuse, ne semble donc pas donner des avantages.
- 3) Les arguments en faveur des fusions des communes doivent donc reposer sur d'autres hypothèses que celle des économies d'échelle telle la création d'un marché offrant plus choix aux citoyens ou « que les effets externes d'interdépendance non optimale entre de communes voisines soient réduits ». Aussi, le regroupement des communes entraîne une unification de l'offre de service ne tenant pas compte des demandes locales.

### **Brian Dollery et Euan Fleming - A Conceptual Note on Scale Economies, Size Economies and Scope Economies in Australian Local Government**

Dollery et Flemming (2006), tentent d'éclaircir la tendance à regrouper les municipalités afin d'effectuer des économies. Ils identifient trois types d'économies : économies d'échelle, d'envergure et de taille. Se basant sur le cas des fusions de localités australiennes, les auteurs essaient donc de distinguer ces concepts dans le contexte institutionnel du gouvernement australien.

Les économies d'échelle, d'envergure et de taille sont toutes issues du processus de productions. Les rendements d'échelles se réfèrent aux variations du coût de

production d'un bien selon la quantité produite. Dans le contexte municipal, si les localités produisent elles-mêmes les services offerts, un nombre important de petites municipalités, pour un certain niveau de services offerts, vont inmanquablement être touchées par des coûts plus élevés que si certaines de ces localités se regroupaient. Toutefois, les économies d'échelle, à un niveau de production optimale, vont différer selon le service offert. Il n'y a donc pas un niveau de production qui est optimal pour l'ensemble des services offerts.

### **Économies d'échelle et de taille**

Dollery et Fleming identifient les services demandant beaucoup de main-d'œuvre avec un service à la clientèle tel policier, d'inspection sanitaire, etc. comme ne générant très peu d'économie d'échelle. En effet, la nature idiosyncrasique de ces services fait en sorte qu'une augmentation du volume de services augmente le besoin de main-d'œuvre. Au contraire, les services reliés à la gestion des ordures ou la distribution de l'eau, qui sont intensifs en capital, peuvent mener à des économies d'échelle quand le volume de services offerts augmente. Les réformes structurelles, sous forme de consolidation des autorités municipales, peuvent mener à des économies d'échelle grâce à une plus grande utilisation des actifs immobilisés, de meilleures possibilités d'exploiter les bénéfices de la spécialisation et des économies reliées à un plus grand volume d'achat. Toutefois, des déséconomies d'échelle peuvent survenir du fait que l'administration est plus grande. Dollery et Fleming, à propos des projets de fusions municipales australiennes, ont tiré deux conclusions. Les économies et déséconomies d'échelle dépendent des services offerts et de l'importance des services qui sont intensifs en capital ou en main-d'œuvre. Finalement, les économies d'échelle sont reliées au producteur du service et non aux distributeurs ou investisseurs de ces services. De ce fait, le leitmotiv « bigger is better » perd de sa portée lorsque la municipalité profite d'économies d'échelle au sein de la firme qui produit le service ou qu'elle s'associe à des municipalités avoisinantes.

Les économies dites de taille diffèrent de celle d'échelle parce qu'elle se base sur la baisse d'intrants nécessaire pour une même quantité d'extrants. Par exemple, la baisse du nombre d'élus après des fusions pour mener à une gestion aussi efficiente est un exemple d'économie de taille.

### **Économies d'envergure**

Les économies d'envergure se basent sur le fait d'utiliser les mêmes moyens de production pour produire deux ou plusieurs produits de façon simultanée. Dans le cas de gestion municipale, les auteurs identifient trois types de rendement d'envergure : négatif, neutre et positif. Un exemple d'un rendement d'envergure



négalif serait le regroupement des deux modules administratifs n'ayant pas la même mission qui occasionnerait une augmentation des coûts. Des économies d'envergure peuvent être occasionnées lorsqu'une administration n'utilise pas complètement des actifs (intrants), telle la machinerie d'entretien routier qui peut être loué à des entreprises ou des individus. D'autres intrants peuvent être jumelés afin de maximiser les services offerts, un local municipal est utilisé pour différentes fonctions ou un employé spécialisé est utilisé pour effectuer d'autres tâches. D'autres économies d'envergure peuvent être faites en jumelant les extrants d'un même service. En effet, un site d'enfouissement qui s'occupe de la gestion de biens recyclables peut diminuer les coûts en comparaison de la gestion de deux services distincts. L'interaction entre les différents processus de productions peut aussi conduire vers des économies d'envergure. Les auteurs définissent deux types d'interactions soit celle informationnelle et celle physique. En effet, la production d'un produit ou service peut fournir des informations et un savoir utilisable dans d'autres modes de production, telle l'implantation d'un centre de décrochage peut fournir de l'information sur les problèmes que vit une partie de la population. Les interactions physiques semblent plus communes dans les administrations municipales. Un exemple évoqué par les auteurs est celui d'infrastructure environnementale, tels des couloirs naturels, qui attirent aussi du tourisme.

### **Relation entre économies d'échelle et d'envergure**

Il ne semble pas avoir de relation théorique entre la présence d'économie d'échelle et d'envergure. Toutefois, des économies d'échelle peuvent mener à des déséconomies d'envergure. Les auteurs citent l'exemple des besoins de machinerie spécialisée qui offre un service particulier et des économies d'échelle aux dépens des économies d'envergure. La surspécialisation de certains modules municipaux peut mener à des déséconomies d'envergure, car elle diminue la flexibilité des moyens de production de la municipalité. De plus. Les limites financières des municipalités les forcent à faire certains choix qui avantagent des économies d'échelle ou d'envergure.

Finalement, les auteurs concluent qu'une confusion règne au sujet des réformes structurelles municipales australiennes. Si la distinction entre économies de taille et d'échelle a peu d'impact sur l'étude de ces réformes, celle entre économies de taille/échelle et d'envergure est importante. Les économies d'échelles étant indépendantes des économies d'envergure, les fusions municipales peuvent mener à des économies ou des déséconomies d'échelle et d'envergure. Quoiqu'on attribue généralement aux fusions municipales des économies en général, il est difficile de confirmer cette affirmation sans étude empirique. De plus, la majorité des études faites à ce sujet semble arriver à une conclusion contraire. La négligence de certains

facteurs dans l'étude de ces fusions peut avoir de sérieuses conséquences sur la viabilité économique de ce genre de réforme structurelle. Selon les auteurs, il semble donc impératif que les recherches ultérieures se penchent sur la portée réelle de ces changements.

### **George Boyne - *Population Size and Economies of Scale in Local Government***

George Boyne (1995), remet en question l'existence des économies d'échelle dans la production de services gouvernementaux. Plusieurs législateurs au cours des années 1970-1980 ont proposé multiples mesures afin de regrouper des administrations locales afin de bénéficier d'économies d'échelle. Toutefois, cette façon de penser est remise en cause, car on estimerait que ces économies ne seraient pas significatives.

L'auteur s'inspire de certaines réformes mises de l'avant par le gouvernement britannique dans le but de créer de nouvelles entités locales afin de décentraliser les services sociaux données par les comtés. L'implantation du service tel que proposé ferait monter le nombre de comtés de 39 à 79. Ces changements vont à l'encontre des théories qui favoriseraient une centralisation des pouvoirs afin d'économiser. Le gouvernement britannique arguait que le principe d'économie d'échelle était négligeable, car ces administrations locales ne donnaient pas les services directement, mais était plutôt les investigateurs de ces services. Les économies d'échelle seraient au sein des entreprises qui offrent les services et non dans les administrations locales. L'auteur remet toutefois en cause que les comtés ne sont pas les producteurs de services. Se référant à la situation rurale des Pays de Galles où il n'existe pas d'offre de service par des entreprises privées et ces services seraient donc offerts par les administrations locales.

Plusieurs recherches dans la littérature semblent remettre en doute l'impact de la taille d'une population et les performances de l'administration. Newton (1982), étudiant la relation entre les coûts des services et la taille de la population de 73 études différentes. Les résultats n'étaient pas convaincants quant à l'existence de ces économies d'échelles. Travers (1993) arriva aux mêmes conclusions avec des études provenant de la France, du Royaume-Uni, de l'Allemagne et des États-Unis. Travers conclut que : « it is not possible to say larger authorities perform, on the whole better than smaller, or smaller authorities perform better than larger, even in one specified service »<sup>2</sup>. Boyne identifie toutefois deux problèmes: les résultats empiriques ne sont pas reliés à la théorie économique des rendements d'échelle et

---

<sup>2</sup> Travers (1993)

que ces évidences ne sont basées que sur une corrélation bivariée entre la taille et les coûts où un ensemble de facteurs sont omis.

### **Calcul des économies d'échelle**

L'auteur tente de lier la théorie économique liée à la firme privée où les économies viennent de la technologie et des rendements d'échelle à celle d'une administration publique. Trois techniques principales ont été utilisées afin de calculer les économies d'échelles au sein de la firme. La première, qu'il nomme « engineering studies », consiste à demander à des dirigeants d'entreprise quelle est la production optimale au sein de leur entreprise et de tenter d'identifier la courbe de coûts de l'industrie étudiée. Quoique cette technique n'ait pas été utilisée de façon formelle par les autorités, nombreux plans de réorganisations urbaines ont été bâtis sur des versions informelles de cette technique. Une autre technique est celle du test du survivant. Cette technique consiste à observer la compétition entre les firmes et estimer leur courbe des coûts. Celles qui augmentent leurs parts de marchés seraient celles qui sont le mieux placées sur la courbe de coût et maximiseraient donc les économies d'échelle. Cette technique s'applique difficilement à des administrations municipales à cause du manque de compétition entre les villes. Finalement, l'estimation statistique est celle qui a été utilisée le plus fréquemment dans les études sur les dépenses locales. Il s'agit d'analyser les coûts en fonction des volumes de production à travers le temps ou comparer différentes entreprises selon leur coût et volume de production. Cette dernière technique est plus utilisée dans le cadre d'analyse des coûts de certaines administrations publiques, car elle compare des villes avec une technologie constante. L'auteur rappelle la nécessité d'inclure d'autres variables de contrôle socioéconomique afin de relever le lien entre une population et ses caractéristiques et les positions idéologiques au sein de l'administration.

### **Critique des estimations statistiques**

L'auteur fait une synthèse d'une série d'étude britannique reliant coût et population locale. Il distingue les études qui établissent une relation linéaire et non linéaire entre populations et les économies dans les programmes. Certaines intègrent aussi la population au carré. Les résultats de ces études fournissent certains éléments sur les rendements d'échelle où 45 % des études démontrent des économies ou le contraire. Les dépenses par habitant reliées aux services policiers auraient tendance à augmenter lorsque l'on a une population plus grande. Au contraire, les services

d'incendie amèneraient toutefois des économies d'échelle. Il semble toutefois, à la lumière des analyses multivariées, qu'il y ait un lien positif entre population et dépenses par habitant.

Pour bien mener une étude, il fut distingué les services offerts au total, les services offerts par habitant et le coût de cette unité de services offerts. L'utilisation de la population comme variable indépendante est qualifiée de non significative, car on ne peut la considérer comme l'« output ». Il argue que deux populations semblables issues de deux localités distinctes peuvent avoir des besoins très différents selon leur situation socio-économique. Dans cette optique, l'auteur relie donc les dépenses plus élevées dans de grandes villes aux coûts des terrains, la présence de syndicats, des salaires plus élevés ou les dépenses reliées aux non-résidents. Ainsi, la population locale serait les bénéficiaires des services, mais non l'« output ». Il est aussi difficile de déterminer comment l'allocation entre les différents services se fait au sein d'une administration locale, car celles-ci n'offrent pas tous les mêmes services. Un autre problème est l'ajout d'une variable reliée à la qualité des services. Le coût par personne n'inclut donc pas les différences au niveau de la qualité entre les mêmes services de deux localités différentes. Finalement, un point important souvent ignoré dans ces analyses empiriques est la différence des économies d'échelle entre la firme et ses usines. Shepperd (1990) démontrait que c'était les rendements au niveau d'une installation et non de la firme qui devait être optimisée si l'on omet les dépenses publicitaires. Si les résultats analysés semblent démontrer une relation positive entre dépense et population, Boyne dénote que certaines grosses localités peuvent miser sur la décentralisation de certains services qui coûtent plus cher, mais augmente la qualité. En somme, il n'existe pas de preuve qu'il y a une relation entre population et dépenses marginales par habitant. Les résultats statistiques ne peuvent être utilisés afin de démontrer l'absence d'économie d'échelle.

La corrélation entre population et dépenses publiques est difficile à définir. Il faudrait plutôt étudier le lien entre les dépenses et la taille des services offerts. Le niveau de service aura tendance à différer d'une localité à l'autre. La nouvelle tendance d'omettre le principe d'économie d'échelle et de favoriser la décentralisation ne repose sur aucun résultat empirique tout comme l'idée des économies d'échelle issues de la formation d'importantes administrations urbaines suite à des fusions. Quoique la taille de la population semble avoir peu d'impact sur l'efficacité technique des services offerts, celle-ci peut avoir de l'influence sur les programmes entrepris et la variété de services offerts. Ces administrations plus imposantes pourraient donc être plus efficaces, mais moins réactives dû à la pluralité des problèmes. La création de multiples administrations pourrait mener à

des variations du niveau de service au contraire de plus grosses administrations qui peuvent offrir plus de service, et ce, de façon plus uniforme.

Finalement, les économies d'échelles semblent un enjeu important dans les services publics locaux, mais la taille de la population n'est pas le seul déterminant des économies à réaliser. Un changement dans la taille de la population peut avoir d'importantes répercussions sur la performance des autorités municipales, mais difficilement sur l'efficacité de l'offre de service. Les économies d'échelle et la taille de la population sont d'importants enjeux, mais qui doivent être traités indépendamment, mais être considérés ensemble dans une perspective plus large.

### **Joel Byrnes et Brian Dollery - Does economies of scale exist in Australian local government? A review of the empirical evidence**

Byrnes et Dollery(2002), dresse un portrait d'un ensemble d'études étudiant la présence d'économie d'échelle au niveau local. La majorité de ces études utilisent un mélange de données en coupe transversale et de données de panel afin d'estimer la relation statistique entre les coûts moyens des services offerts par une localité ou municipalité et la taille de population desservie. La majorité de ces études utilisent la population comme extrant, mais d'autres utilisent aussi un groupe de « clients » tel le nombre d'élèves dans une administration locale. Il semble que 29 % des études relève l'existence d'une courbe une forme de « U » où ce sont les plus petites et les plus grandes localités qui ont les plus grandes dépenses par personne. 39 % des études ne semblent trouver aucune relation statistique entre niveaux de dépense par habitant et la taille de la population. Un tableau récapitulatif des différentes études prises en compte résume les différentes techniques statistiques utilisées et les diverses conclusions auxquelles les chercheurs sont arrivés. Celui-ci est tiré des études recensées par les deux auteurs et aussi certaines études que j'ai ajoutées. (Voir annexe A)

Ashford (1976), Davies (1971) et Foster (1980) ont testé la relation entre les dépenses totales et la population. Ashford a constaté des déséconomies d'échelle tandis que Davies et Foster ne trouvent aucune relation d'économies ou de déséconomies d'échelle. Gupta et Hutton (1968) démontrent l'existence d'une courbe en forme de U où les villes de population moyenne sont celles qui ont les plus d'économies d'échelle. Pour les services d'incendie, Alt (1971) et Boaden (1971) et Kwubena(1987) trouvent l'existence d'une fonction en forme de U tandis que Danzinger (1978) démontre statistiquement les éléments de déséconomies d'échelle. Alhbrant Jr (1973) n'arrive à aucun constat sur l'existence d'économies d'échelle. McDavid, au Canada, démontre que le coût de la collecte des ordures

semble diminuer plus la population augmente. Holcombe, utilisant la densité populationnelle comme variable indépendante arrive aussi au constat de déséconomies d'échelle lorsque l'on analyse les dépenses totales.

Peu d'études recensées semblent donc arrivées au constat de l'existence d'économies d'échelle. En effet, sur les treize études, seule celle sur la collecte des ordures de McDavis confirme l'existence d'économies d'échelle. Il semble donc que les économies d'échelle ne touchent que certains services telle la collecte des ordures. Les autres services, policiers, sociaux et d'incendie, ne semblent pas suivre la logique des économies d'échelle. La fonction en forme de U proposée par plusieurs études semble aussi démontrer l'existence d'une population optimale pour certains services. En effet, en optimisant la fonction en forme de U, il serait possible de trouver une population qui minimise les dépenses de certains services et ainsi maximiser les économies d'échelle.

Il semble donc clair, à la lumière des différents résultats, que le principe d'économies d'échelle, sous-jacent à plusieurs mesures de centralisation des pouvoirs locaux, n'est pas confirmé par la majorité des études à ce sujet. Il serait intéressant de vérifier la piste qu'un certain niveau de population favoriserait certains services aux dépens d'autres. Plusieurs auteurs sont arrivés aux résultats d'économies d'échelle et déséconomies d'échelles dépendant quel était le niveau de population étant étudié.

Le tableau ci-dessous recense un échantillon d'études ayant porté sur les économies d'échelle en milieu municipal ou local. Le choix des études a été fait en fonction de la méthode utilisée. Si certaines études relevées précédemment n'en font pas partie, c'est qu'elle ne comportait aucune démonstration empirique ou que le modèle choisi n'était pas comparable aux techniques choisies dans ce texte.

| Auteur(s)             | Données  | Variable dépendante   | Principale variable indépendante | Forme de la fonction | Conclusion  |
|-----------------------|--|---|----------------------------------|----------------------|---|
| Alhbrant, Jr (1973)   | 44 villes et services d'incendie dans le comté de Seattle-King | Dépenses pour les services d'incendie                             | Population                       | Linéaire             | Aucun résultat indiquant de l'existence d'économie d'échelle  |
| Alt (1971)            | 44 arrondissements britanniques                                | Dépenses en éducations, services sociaux, policiers et d'incendie | Population                       | Linéaire             | Aucun résultat indiquant l'existence d'économie d'échelle en éducation, économie et déséconomies d'échelle dans les services d'incendie, sociaux et policiers.      |
| Ashford et al. (1976) | Comtés et arrondissements britanniques                         | Dépenses totales  | Population                       | Quadratique          | Existence de déséconomies d'échelle   |
| Boaden (1971)         | Tous les comtés britanniques.                                  | Dépenses en éducations, services sociaux, policiers et d'incendie | Population                       | Linéaire             | Existence de déséconomies d'échelle dans les services sociaux, économies et déséconomies dans les services d'incendie et policiers                                  |
| Chicone et al (1989)  | 417 localités rurales de l'Illinois                            | Dépenses d'entretien des routes                                   | Milles de route de gravelles     | Quadratique          | Existence d'économie et de déséconomies d'échelle   |
| Danzinger (1978)      | 77 arrondissements britanniques                                | Dépenses en éducations, services sociaux, policiers et d'incendie | Population                       | Linéaire             | Aucun résultat indiquant de l'existence d'économie d'échelle dans les services sociaux et déséconomies d'échelle dans les services policiers et services d'incendie |
| Foster et al (1980)   | Comtés et arrondissements britanniques                         | Dépenses totales et dépenses en éducation                         | Population, nombre d'élèves      | Linéaire             | Aucune économie d'échelle dans les dépenses totales et d'éducation  |

|                             |  |  |   |   |  |
|-----------------------------|--|--|---|---|--|
| Holcombe (2008)             | 487 comtés américains                          | Dépenses totales                                 | Densité de population   | Linéaire  | Présence de déséconomies d'échelle   |
| Gupta et Hutton (1968)      | Comtés britanniques                            | Dépense en services sociaux et entretien routier | Services sociaux : population et nombre de bénéficiaires des services sociaux<br>Entretien routier : population | Services sociaux : quadratique et linéaire<br>Entretien routier : quadratique | Services sociaux : économies et déséconomies d'échelle avec fonction quadratique et déséconomies avec fonction linéaire<br>Entretien routier : économies et déséconomies d'échelle |
| Jackman et Papadachi (1981) | 104 autorités scolaires britanniques           | Dépenses en éducation                            | Nombre d'élèves   | Linéaire  | Aucune économie d'échelles   |
| McDavis (2001)              | 327 municipalités canadiennes                  | Collecte d'ordure                                | Nombre de ménages desservi par chacun des camions   | Linéaire  | Économies d'échelle  |
| Ostrim et Parks (1965)      | États-Unis                                     | Dépenses en services policiers                   | Population  | Linéaire  | Déséconomies d'échelle   |
| Pinch (1980)                | Arrondissements de l'agglomération londonienne | Dépense en services sociaux                      | Population  | Linéaire  | Déséconomies d'échelle   |
| Gabler (1969)               | 36 villes du New Jersey                        | Dépenses totales                                 | Population  | Linéaire  | Déséconomies d'échelle   |
| Kwabena (1987)              | 153 municipalités de Floride                   | Dépenses pour les services policiers             | Population  | Linéaire  | Économies et déséconomies d'échelle  |



**Question de recherche :**

L'objectif de cette étude est de savoir s'il existe réellement des économies d'échelle au niveau des services offerts par les administrations municipales de la Communauté métropolitaine de Montréal.

**Première hypothèse**

Une population plus élevée ne permet pas aux citoyens de bénéficier d'économies d'échelle et donc de payer un montant moins élevé de taxes.

**Deuxième hypothèse**

Certains services tels le déneigement ou la distribution d'eau potable serait susceptible de créer des économies d'échelles, car ce sont des services intenses en capital.

## **Les données**

Les données sont issues des banques des données du Ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire (MAMROT). Il s'agit de données accessibles via leur site internet et le Rapport sur les indicateurs de gestion municipale qui m'a été donnée à ma demande directement au ministère. Les municipalités étudiées sont celles de la Communauté métropolitaine de Montréal et les données sont celles du MAMROT de l'année financière 2010. Il y en tout 82 municipalités différentes dans cette communauté, mais seulement 79 seront à l'étude. En effet, il a été choisi d'omettre la ville de Montréal, car les mandats au niveau des services offerts sont trop différents. En effet, comme noté par plusieurs auteurs, tel Boyne(1995), la métropole centrale d'une agglomération doit payer pour certains services utilisés par des non-résidents et offre en général plus de services au niveau communautaire, culturel et autres. De plus, les villes de L'Île-Dorval et de Pointe-au-Cascade ont été aussi éliminées, car les données associées à celles-ci se révélaient incomplètes et inutilisables dans le cadre de cette étude. De plus, certaines municipalités n'ayant pas fourni encore leurs rapports sur les indicateurs de gestion au ministère n'ont pas pu être étudiées dans l'analyse des trois services municipaux. Il s'agit des villes de Hampstead, Hudson, l'Assomption, Pincourt, Terrasse-Vaudreuil, Coteau-du-Lac et de St-Joseph-du-Lac. Il y a donc 79 municipalités considérées lors de l'analyse des charges nettes, la totalité des dépenses par habitant, et 72 municipalités pour l'analyse des services municipaux. Deux municipalités sont largement plus grandes que les autres, celles-ci sont Laval et Longueuil. Toutefois, l'omission des deux villes a été essayée et n'a pas mené à des résultats foncièrement différents. De ce fait, ces deux villes ont été conservées dans l'analyse.

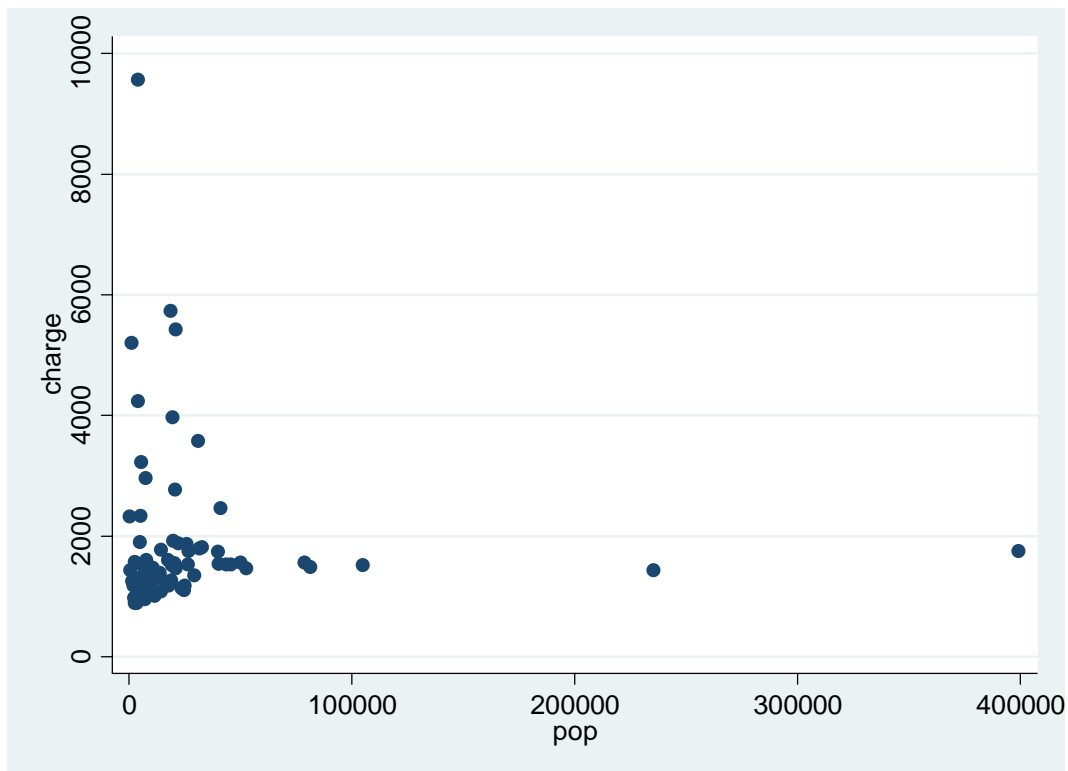
## Résultats et analyse

### Charges nettes par habitant

La première variable étudiée est celle des charges nettes dépensées par citoyens des différentes municipalités. Les charges nettes d'une municipalité correspondent à ses charges (incluant l'amortissement) diminuées des revenus qu'elle perçoit pour les services rendus aux organismes municipaux. Ce montant varie de 887,09 \$ à 9658,42 \$ avec un écart-type de 1317,63 \$ et une moyenne de 1937,43 \$. Toutefois, en tenant compte de la population de chacune des municipalités, la moyenne des charges nettes pour chacun des citoyens de la communauté est de 1729.82 \$. Le coefficient de variation assez élevé témoigne d'une grande variabilité où le rapport entre la moyenne de l'échantillon et l'écart-type est de 71 %. La distribution des charges nettes par habitant est illustrée dans le graphique suivant :

| Variable | Obs | Mean     | Std. Dev. | Coeff. de var. | Min     | Max      |
|----------|-----|----------|-----------|----------------|---------|----------|
| Charge   | 79  | 1937,425 | 1317.631  | 0,7171071      | 887.085 | 9658,424 |

La distribution des charges nettes par habitant est illustrée dans le graphique suivant :



On remarque que la majorité des municipalités semblent des charges variant de 1000 \$ à 2000 \$. Toutefois, certaines municipalités ont des coûts beaucoup plus élevés, dont cinq qui ont des charges supérieures à 4000 \$ par habitant.

Selon la théorie économique, il serait logique que les plus grandes villes enregistrent des économies d'échelle et que les citoyens de ces municipalités en bénéficient en payant des taxes et tarifs moins élevés que ceux dans de plus petites municipalités. La présence d'une courbe en U comme relatée précédemment pourrait être cernée par l'effet de la population au carré. Ainsi, si le coefficient de la population est négatif, mais celui de la population au carré est positif, les municipalités seraient confrontées à une courbe de coût où les économies d'échelle se transforment, à une certaine de taille de population, en déséconomies d'échelle. De ce fait, en réalisant la régression de la variable de charge fiscale nette, au taux de significativité de  $\alpha = 0,1$ , sur la variable de population et population au carré les résultats sont :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 79      |  |  |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|--|--|
| Model    | 509178.496 | 2  | 254589.248 | F( 2, 76) = 0.14        |  |  |
| Residual | 134910568  | 76 | 1775139.05 | Prob > F = 0.8666       |  |  |
| Total    | 135419746  | 78 | 1736150.59 | R-squared = 0.0038      |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = -0.0225 |  |  |
|          |            |    |            | Root MSE = 1332.3       |  |  |

| charge   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| pop      | -.0042417 | .0085437  | -0.50 | 0.621 | -.0212579            | .0127745 |
| popcarre | 9.51e-09  | 2.38e-08  | 0.40  | 0.690 | -3.78e-08            | 5.69e-08 |
| _cons    | 1914.958  | 210.4413  | 9.10  | 0.000 | 1495.828             | 2334.088 |

Quoique le coefficient associé à la variable population soit négatif, les résultats de la régression ne sont pas significatifs, car le R carré ajusté est seulement de -0,0225 et les variables population et population au carré sont aussi non significatives. Il semble donc clair que le niveau population n'est pas directement lié aux charges fiscales imposées par les autorités municipales. Afin de cerner d'où provient la variabilité des taxes dans les diverses villes, les variables de la richesse foncière uniformisée par habitant, c'est-à-dire la valeur foncière totale de la ville divisée par le nombre d'habitants, de la position géographique, être sur l'île de Montréal ou non, et de pourcentage de la valeur foncière des immeubles industriels et commerciaux sur la totalité ont été ajoutées. Une richesse foncière plus élevée par habitant devrait faire augmenter le montant de taxes des contribuables. En effet, il semble logique qu'ils désirent un niveau de service plus élevé tels des services de sécurité ou d'aménagement plus important. Les taxes sont élevées sur l'île de Montréal pourrait

être expliquées par le fait que certains services municipaux de la Ville de Montréal sont financés en partie par des transferts issus de ces villes. Finalement, le fait que les entreprises soient assujetties à des taxes moins élevées que les citoyens devrait démontrer qu'une forte concentration industrielle ou commerciale, calculée grâce à la proportion de l'évaluation foncière totale attribuable aux immeubles commerciaux et industriels, aurait comme effet d'augmenter les charges nettes par citoyens.

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 79     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 118056335  | 5  | 23611267   | F( 5, 73) = 99.27      |  |  |
| Residual | 17363411.3 | 73 | 237854.949 | Prob > F = 0.0000      |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.8718     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.8630 |  |  |
| Total    | 135419746  | 78 | 1736150.59 | Root MSE = 487.7       |  |  |

| charge   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| pop      | -.0020089 | .0032292  | -0.62 | 0.536 | -.0084446            | .0044268 |
| popcarre | 5.67e-09  | 8.90e-09  | 0.64  | 0.526 | -1.21e-08            | 2.34e-08 |
| rfuhab   | .0069337  | .0010004  | 6.93  | 0.000 | .0049399             | .0089274 |
| mtl      | 1127.479  | 181.7647  | 6.20  | 0.000 | 765.2222             | 1489.735 |
| commerce | 62.0107   | 5.596065  | 11.08 | 0.000 | 50.85776             | 73.16365 |
| _cons    | 42.6929   | 148.0299  | 0.29  | 0.774 | -252.3303            | 337.7161 |

On remarque donc que le R carré est beaucoup plus élevé, la variation des charges nettes par habitant est expliquée à 86,30 % par les cinq variables choisies. Toutefois, on remarque que les variables de population et population au carré sont toujours non significatives. Le fait que la richesse foncière moyenne des habitants d'une municipalité augmente de 100 \$ fait augmenter les charges fiscales de ses habitants de 0,69 \$. De plus, le fait que la municipalité se trouve sur l'île de Montréal fait aussi augmenter le montant de charges fiscales de 1127,48 \$. Finalement, on remarque que plus la proportion d'immeubles commerciaux et industriels est élevée, plus les charges nettes imposées aux citoyens seront élevées. En effet, une augmentation de 1 % de la proportion de richesse foncière associée aux commerces et industries fait augmenter le fardeau fiscal des citoyens de 62,01 \$. Il semble donc clair que le niveau de population est très peu lié au niveau de taxation des municipalités. Ces charges seraient plutôt liées au niveau de richesse des citoyens, cernés par la richesse foncière par habitant. Il se pourrait que les personnes plus riches demandent généralement plus de services ce qui expliquerait des charges plus élevées. Le niveau des salaires plus élevés dans les zones plus riches pourrait aussi expliquer en partie cette différence. De plus, les municipalités de l'île de Montréal, faisant partie de l'agglomération de Montréal, doivent payer à la Ville de Montréal

certain services tels les services d'incendie, les services policiers, la distribution de l'eau potable et certains services de voirie. Le coût et le niveau des services étant plus élevés à Montréal, les municipalités semblent donc devoir charger plus à leurs concitoyens.

Plusieurs auteurs, comme Shapiro, relataient un niveau de population optimal afin de bénéficier de certaines économies d'échelle. Il serait intéressant d'examiner s'il existe une limite à partir de laquelle, on commence à bénéficier d'économies d'échelle ou d'envergure. Shapiro indiquait que les villes de 25 000 à 50 000 semblaient celles qui offraient la meilleure fiscalité à leurs citoyens. Différentes variables dichotomiques ont été ajoutées identifiant les catégories de population. La catégorie 1, cat1 est pour les municipalités de moins de 5000 habitants, cat2 pour une population de 5000 à 25 000, cat3 pour 25 000 à 50 000, cat4 pour 50 000 à 75 000, cat5 pour 75 000 à 100 000 et finalement cat6 pour 100 000 et plus. La variable cat5 a été omise afin d'éviter de la colinéarité.

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = | 79     |
|----------|------------|----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 119093488  | 10 | 11909348.8 | F( 10, 68) =    | 49.60  |
| Residual | 16326257.7 | 68 | 240092.025 | Prob > F =      | 0.0000 |
|          |            |    |            | R-squared =     | 0.8794 |
|          |            |    |            | Adj R-squared = | 0.8617 |
| Total    | 135419746  | 78 | 1736150.59 | Root MSE =      | 489.99 |

| charge   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| pop      | .0049162  | .0084731  | 0.58  | 0.564 | -.0119917            | .0218241 |
| popcarre | -8.61e-09 | 1.69e-08  | -0.51 | 0.612 | -4.23e-08            | 2.51e-08 |
| cat1     | 370.3726  | 669.9945  | 0.55  | 0.582 | -966.5805            | 1707.326 |
| cat2     | 385.9449  | 589.0066  | 0.66  | 0.515 | -789.3995            | 1561.289 |
| cat3     | -42.45276 | 477.7375  | -0.09 | 0.929 | -995.7631            | 910.8575 |
| cat4     | 307.921   | 625.4595  | 0.49  | 0.624 | -940.1639            | 1556.006 |
| cat6     | -170.9294 | 619.0993  | -0.28 | 0.783 | -1406.323            | 1064.464 |
| mtl      | 1121.297  | 189.8081  | 5.91  | 0.000 | 742.5406             | 1500.053 |
| rfuhab   | .0068653  | .0010896  | 6.30  | 0.000 | .004691              | .0090396 |
| commerce | 64.36566  | 5.747918  | 11.20 | 0.000 | 52.89587             | 75.83545 |
| _cons    | -387.5245 | 684.2114  | -0.57 | 0.573 | -1752.847            | 977.7981 |

Malgré l'absence de significativité de l'ensemble des variables ayant trait à la population, nous remarquons que seulement deux catégories de population, celle de 25 000 à 50 000 habitants et celle de plus de 100 000 habitants, semblent avoir un effet négatif sur les charges nettes par habitant. Toutefois, les valeurs p très élevées des variables de population les rendent toutes deux non significatives. De plus, on remarque que le R carré est resté similaire ce qui signifie que l'ajout de cette

variable a peu ajouté d'information quant à la variance des charges nettes par habitant. Il y aurait donc une possibilité d'économie d'échelle ou d'envergure lorsqu'une municipalité a de 25 000 à 50 000 habitants ou plus de 100 000. Si l'on effectue une régression en y incorporant une seule catégorie, nous remarquons une significativité plus élevée :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 79     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 118932580  | 6  | 19822096.6 | F( 6, 72) = 86.56      |  |  |
| Residual | 16487166.3 | 72 | 228988.421 | Prob > F = 0.0000      |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.8783     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.8681 |  |  |
| Total    | 135419746  | 78 | 1736150.59 | Root MSE = 478.53      |  |  |

| charge   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| pop      | .0002982  | .0033808  | 0.09  | 0.930 | -.0064414            | .0070377 |
| popcarre | -7.50e-10 | 9.33e-09  | -0.08 | 0.936 | -1.93e-08            | 1.78e-08 |
| cat3     | -315.1935 | 161.1281  | -1.96 | 0.054 | -636.3964            | 6.009457 |
| mtl      | 1151.254  | 178.7583  | 6.44  | 0.000 | 794.9056             | 1507.602 |
| rfuhab   | .0067164  | .0009878  | 6.80  | 0.000 | .0047472             | .0086855 |
| commerce | 63.9466   | 5.579244  | 11.46 | 0.000 | 52.82458             | 75.06862 |
| _cons    | 56.42158  | 145.4141  | 0.39  | 0.699 | -233.4561            | 346.2993 |

Le fait d'avoir une population incluse entre 25 000 et 50 000 habitants semble donc avoir un effet négatif sur les charges nettes par habitant. Ainsi, une baisse des charges de 315,10 \$ paraît attribuable au fait d'être dans une ville de 25 000 à 50 000 habitants. Les conclusions de Shapiro ne semblent pas inexacts quoique le R carré ajusté soit resté sensiblement le même en y ajoutant cette variable signifiant ainsi un apport peu important de cette variable dichotomique sur le modèle.

## Déneigement

Dans son rapport sur les indicateurs de gestion municipale, le MAMROT fournit deux statistiques différentes sur le déneigement. Il s'agit des coûts de déneigement par kilomètre avec amortissement et sans amortissement. Il s'agit de l'amortissement du capital investi afin de pourvoir les villes de machines appropriées et autres investissements connexes. Il est à noter qu'une grande partie des activités de déneigement sont offertes par des entreprises privées ce qui pourrait expliquer les variations. En effet, certaines villes fonctionnent avec de l'équipement appartenant à la municipalité tandis que d'autre louent de l'équipement ou paient des entreprises privées afin de déneiger. La variable de coût de déneigement par kilomètre sans amortissement a une moyenne de 3892,92 \$ par kilomètre et varie de 700 \$ à 16 858 \$. Il est à noter que seulement 72 des 79 villes rapportent des statistiques sur les coûts du déneigement. Le coefficient de variation est élevé, car l'écart-type représente 69 % de la moyenne témoignant d'une grande variabilité des coûts de déneigement.

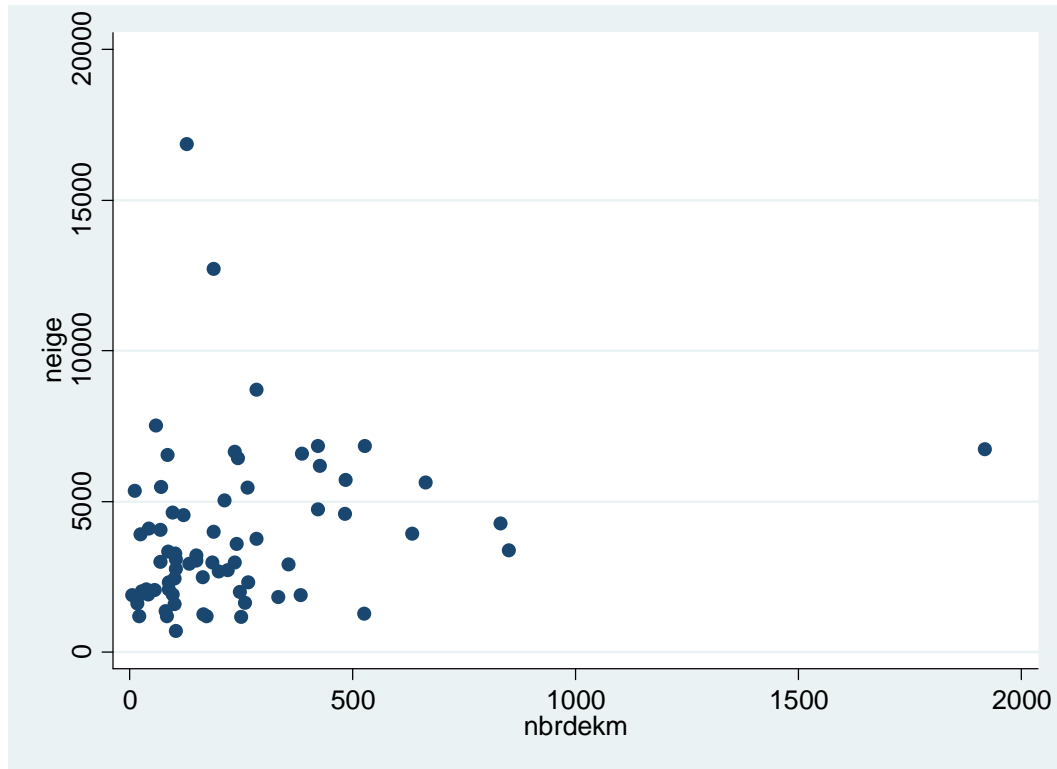
| Variable | Obs | Mean     | Std. Dev. | Coeff de var. | Min | Max    |
|----------|-----|----------|-----------|---------------|-----|--------|
| neige    | 72  | 3892.915 | 2685.098  | 0,6849        | 700 | 16858. |

La variable de déneigement avec amortissement a une moyenne de 4078,77 et varie de 700 \$ à 16 858 \$. La différence de coûts moyens avec et sans amortissement paraît minime de même pour l'écart-type. Le coefficient de variation reste donc approximativement le même.

| Variable | Obs | Mean     | Std. Dev. | Coeff de var. | Min | Max    |
|----------|-----|----------|-----------|---------------|-----|--------|
| neige1   | 72  | 4078.778 | 2793.652  | 0,6905        | 00  | 16858. |

On ne peut utiliser la population comme variable indépendante pour cerner la variabilité du coût de déneigement. Il faut plutôt utiliser le nombre de kilomètres de routes dans chacune des municipalités pour voir s'il y a des économies d'échelle. Il serait donc logique que plus une municipalité possède de route, moins les coûts de déneigement par kilomètre devraient être élevés. En effet, il s'agit d'un service intense en capital où le coût marginal de chacun des kilomètres déneigés devrait diminuer. Le graphique suivant illustre la distribution des variables de coût de déneigement sans amortissement en fonction du nombre de kilomètres de voies routières dans les municipalités. Nous remarquons qu'il serait difficile d'identifier une droite de régression.





La régression des coûts de déneigements en fonction du nombre de kilomètres de voies et du nombre de kilomètres de voies au carré donne ce résultat :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 24250870.8 | 2  | 12125435.4 | F( 2, 67) = 1.72       |  |  |
| Residual | 471290733  | 67 | 7034190.04 | Prob > F = 0.1862      |  |  |
| Total    | 495541603  | 69 | 7181762.37 | R-squared = 0.0489     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.0205 |  |  |
|          |            |    |            | Root MSE = 2652.2      |  |  |

| neige   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| nbrdekm | 3.33363   | 2.595197  | 1.28  | 0.203 | -1.846404            | 8.513664 |
| kmcarre | -.0008888 | .0015917  | -0.56 | 0.578 | -.0040658            | .0022882 |
| _cons   | 3163.153  | 542.3362  | 5.83  | 0.000 | 2080.645             | 4245.66  |

Nous remarquons donc que le R carré est très bas quand nous régressons les coûts de déneigement sans amortissement (neige) par le nombre de kilomètres de routes et cette même variable au carré.

Il en est de même si l'on considère le déneigement avec amortissement (neige1).

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = | 70     |
|----------|------------|----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 26106665.5 | 2  | 13053332.8 | F( 2, 67) =     | 1.68   |
| Residual | 520692026  | 67 | 7771522.78 | Prob > F =      | 0.1942 |
|          |            |    |            | R-squared =     | 0.0477 |
|          |            |    |            | Adj R-squared = | 0.0193 |
| Total    | 546798692  | 69 | 7924618.72 | Root MSE =      | 2787.7 |

| neigel  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| nbrdekm | 3.625927  | 2.727824  | 1.33  | 0.188 | -1.818832 9.070685   |
| kmcarre | -.0010597 | .001673   | -0.63 | 0.529 | -.004399 .0022797    |
| _cons   | 3302.091  | 570.0522  | 5.79  | 0.000 | 2164.262 4439.92     |

Il semble donc clair que le nombre de kilomètres et le nombre de kilomètres au carré de route à déneiger ne peuvent prédire le coût de déneigement d'un kilomètre. Afin de bien cerner d'où vient la variabilité des coûts de déneigement, il faut ajouter la densité de la population. En effet, une population plus dense peut engendrer une hausse des coûts due à des activités de déneigement plus complexe et demandant des sites d'entreposage pour la neige plus éloignés. Les municipalités se situant sur l'île de Montréal pourraient connaître des coûts un peu plus élevés compte tenu de la concurrence entre les compagnies privées lors des tempêtes et le coût plus élevé de la main-d'œuvre.

| Source   | SS        | df | MS         | Number of obs = | 70     |
|----------|-----------|----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 226382970 | 5  | 45276594   | F( 5, 64) =     | 10.77  |
| Residual | 269158633 | 64 | 4205603.64 | Prob > F =      | 0.0000 |
|          |           |    |            | R-squared =     | 0.4568 |
|          |           |    |            | Adj R-squared = | 0.4144 |
| Total    | 495541603 | 69 | 7181762.37 | Root MSE =      | 2050.8 |

| neige   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| nbrdekm | .5249963  | 2.51615   | 0.21  | 0.835 | -4.501591 5.551584   |
| kmcarre | -.0020114 | .0013769  | -1.46 | 0.149 | -.004762 .0007392    |
| pop     | .0398892  | .0229422  | 1.74  | 0.087 | -.0059432 .0857216   |
| densi   | .9926279  | .2532093  | 3.92  | 0.000 | .4867843 1.498472    |
| mtl     | 1719.952  | 703.801   | 2.44  | 0.017 | 313.9477 3125.956    |
| _cons   | 1707.398  | 477.6648  | 3.57  | 0.001 | 753.1529 2661.643    |

Lorsque l'on considère les coûts de déneigement sans amortissement, on remarque premièrement que la variable concernant le nombre de kilomètres est positive, mais celle du nombre de kilomètres de routes au carré est négative. De plus, l'absence de significativité pour ces deux variables nous fait conclure que l'effet de la taille du

réseau routier d'une municipalité semble avoir peu d'influence sur les coûts de déneigement d'un kilomètre de route. La taille de la population semble aussi avoir un impact sur les coûts de déneigement, ainsi chaque habitant additionnel fait grimper les coûts de 0,04 \$. Un habitant de plus par kilomètre carré semble faire augmenter le coût de déneigement comme le stipulait l'hypothèse. Une augmentation de 1 personne par kilomètre carré semble faire augmenter les coûts de 0,99 \$. Finalement, le fait d'être sur l'île de Montréal semble aussi faire augmenter les coûts de façon importante soit de 1719.95. Toutefois, le modèle n'explique que 41,44 % de la variabilité en regardant le R carré ajusté.

| Source   | SS        | df | MS         | Number of obs = 70 |   |        |
|----------|-----------|----|------------|--------------------|---|--------|
| Model    | 299829736 | 5  | 59965947.2 | F( 5, 64)          | = | 15.54  |
| Residual | 246968956 | 64 | 3858889.94 | Prob > F           | = | 0.0000 |
|          |           |    |            | R-squared          | = | 0.5483 |
|          |           |    |            | Adj R-squared      | = | 0.5131 |
| Total    | 546798692 | 69 | 7924618.72 | Root MSE           | = | 1964.4 |

| neigel  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| nbrdekm | .6837977  | 2.410203  | 0.28  | 0.778 | -4.131136            | 5.498731 |
| kmcarre | -.0021897 | .0013189  | -1.66 | 0.102 | -.0048244            | .0004451 |
| pop     | .0411086  | .0219762  | 1.87  | 0.066 | -.0027939            | .0850111 |
| densi   | 1.135427  | .2425474  | 4.68  | 0.000 | .6508833             | 1.619971 |
| mtl     | 2187.754  | 674.1661  | 3.25  | 0.002 | 840.9522             | 3534.555 |
| _cons   | 1610.201  | 457.5518  | 3.52  | 0.001 | 696.1357             | 2524.265 |

La même régression sur les mêmes variables du coût avec amortissement nous révèle un R carré relativement plus élevé et des coefficients des variables plus élevés eux aussi dénotant un effet plus important des variables indépendantes. Il semble donc évident, à la lumière des deux dernières régressions, qu'une hausse de la longueur des voies dans une municipalité n'entraîne pas une diminution coûts marginaux de déneigement. En effet, c'est plutôt la densité et le milieu où est située la ville semble plus utile pour analyser les coûts de déneigement. Les variables choisies expliquent 51,31 % de la variance de la variable de coût de déneigement avec amortissement.

## Coûts de la voirie

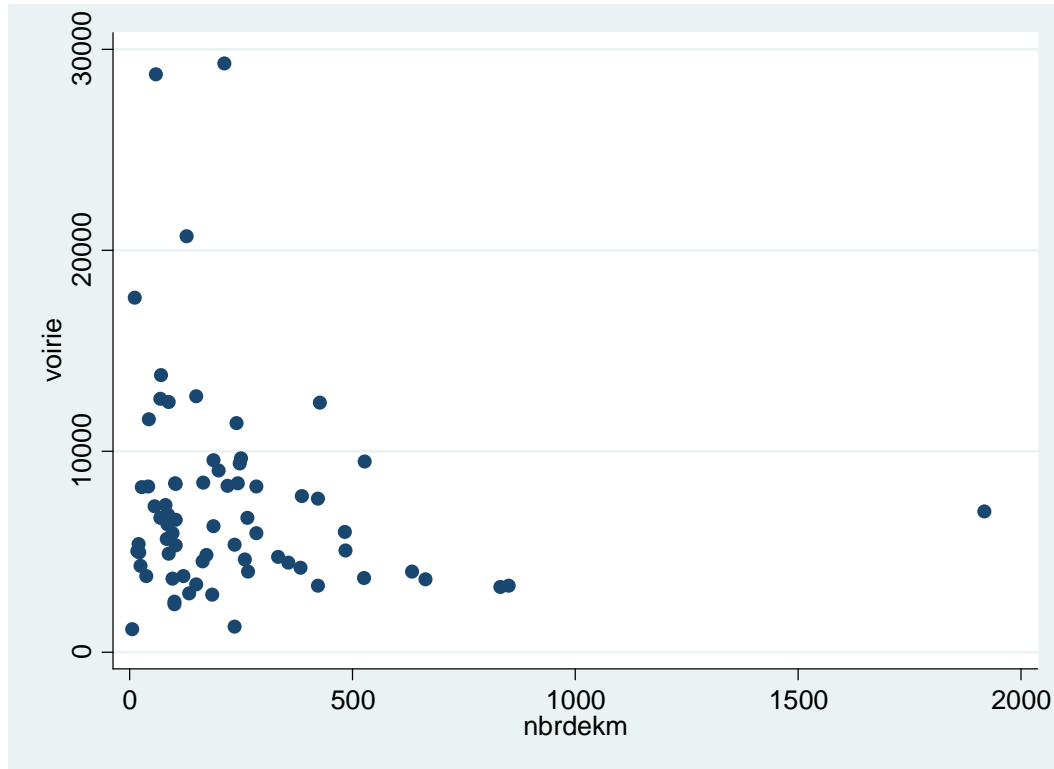
Les activités reliées à l'entretien de la voirie municipale constituent une dépense importante au sein des administrations municipales. Théoriquement, une augmentation du nombre de kilomètres de route à entretenir devrait faire diminuer le coût marginal d'un kilomètre de voie routière. On considère une voie comme un passage dans une direction au sein d'un réseau routier. Donc, un boulevard peut être considéré comme 6 ou 8 différentes voies. Dans son rapport sur les indicateurs de gestion, le MAMROT fournit deux statistiques ayant trait à l'entretien de la voirie, soit les coûts de l'activité de la voirie municipale avec amortissement et sans amortissement. Lorsque l'on considère les activités de voirie sans amortissement, les montants payés par les villes varient de 1160 \$ par kilomètre à 29 316 \$, une différence très importante. La moyenne des municipalités étudiées se situe à 7910.43 \$ avec un écart-type de 6741.23. On remarque que les différences entre les municipalités sont très importantes, ceci peut être dû à une baisse des dépenses de certaines municipalités due à des activités de réfection et autres dans les années précédentes qui se répercuteront sur le coût avec amortissement. Le coefficient de variation est donc de 0,6985, toujours très élevé.

| Variable | Obs | Mean  | Std. Dev. | Coeff. de var. | Min   | Max    |
|----------|-----|-------|-----------|----------------|-------|--------|
| Voirie   | 72  | 7 382 | 5 156,41  | 0,6985         | 1 160 | 29 316 |

De ce fait, les coûts de la voirie avec amortissement varient de 3785 à 59 555 \$ avec une moyenne de 13 374,81 et un écart-type de 8737.69. Contrairement à ce qui était avancé précédemment, la variation dans les coûts avec amortissement est tout aussi importante. Le coefficient de variation diminue comparativement aux coûts sans amortissement, mais reste élevé à 0,6591.

| Variable | Obs | Mean      | Std. Dev. | Coeff. de var. | Min   | Max    |
|----------|-----|-----------|-----------|----------------|-------|--------|
| Voirie1  | 72  | 13 374,81 | 8 737,69  | 0.6591         | 3 785 | 59 555 |

Afin de vérifier s'il existe certaines économies d'échelle dans les activités reliées à la voirie municipale, une régression du coût marginal des activités de voirie sur un kilomètre en fonction du nombre de kilomètres de voies dans les municipalités étudiées a été effectuée. Le nuage de points nous dévoile des coûts relativement semblables pour l'ensemble des municipalités malgré quelques-unes qui dépassent largement 10 000 \$ par kilomètres. Montréal-Est, une ville largement industrielle sur l'île de Montréal a des coûts très élevés d'entretien avec 29 316 \$ par kilomètres sans amortissement et 59 555 \$ si l'on considère l'amortissement.



La régression des coûts sans amortissement sur le nombre de kilomètres de voie et le nombre de kilomètres au carré donne les résultats suivants :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70      |  |  |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|--|--|
| Model    | 37773542.8 | 2  | 18886771.4 | F( 2, 67) = 0.69        |  |  |
| Residual | 1.8220e+09 | 67 | 27194767.1 | Prob > F = 0.5029       |  |  |
| Total    | 1.8598e+09 | 69 | 26953955.6 | R-squared = 0.0203      |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = -0.0089 |  |  |
|          |            |    |            | Root MSE = 5214.9       |  |  |

| voirie  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| nbrdek  | -2.013023 | 7.210249  | -0.28 | 0.781 | -16.40474            | 12.37869 |
| nbrdek2 | -.655219  | 7.004615  | -0.09 | 0.926 | -14.63649            | 13.32605 |
| _cons   | 8043.227  | 832.1475  | 9.67  | 0.000 | 6382.254             | 9704.201 |

Nous remarquons tout d'abord le coefficient négatif associé à la variable du nombre de kilomètres qui corrobore l'hypothèse centrale. Toutefois, la significativité de la variable est insuffisante pour que l'on puisse la considérer. La variable au carré semble tout aussi non significative. Il semble donc que le nombre de kilomètres de voies à entretenir ne soit pas un indicateur concluant pour prédire le coût marginal des activités de voirie de chacune des municipalités. En analysant la même régression, mais avec les coûts en incluant l'amortissement, les résultats restent

semblables :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70      |  |  |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|--|--|
| Model    | 58547621.1 | 2  | 29273810.5 | F( 2, 67) = 0.37        |  |  |
| Residual | 5.3579e+09 | 67 | 79968756.2 | Prob > F = 0.6948       |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.0108      |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = -0.0187 |  |  |
| Total    | 5.4165e+09 | 69 | 78499337.5 | Root MSE = 8942.5       |  |  |

| voiriel  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| nbrdekm  | 3.885632  | 12.36425  | 0.31  | 0.754 | -20.79351            | 28.56478 |
| nbrdekm2 | -6.579336 | 12.01163  | -0.55 | 0.586 | -30.55464            | 17.39597 |
| _cons    | 14061.3   | 1426.98   | 9.85  | 0.000 | 11213.03             | 16909.56 |

Nous remarquons donc que les coefficients restent similaires, mais tout aussi non significatifs.

Afin de mieux tenter de qualifier les éléments qui influencent les coûts de la voirie, il semble qu'il faille ajouter d'autres variables. Une densité de la population favorise une plus grande utilisation des routes qui peuvent entraîner une détérioration accrue de celles-ci. Le fait d'être sur l'île de Montréal peut avoir des conséquences sur les dépenses, car les prix chargés par les entrepreneurs peuvent être plus élevés compte tenu de la position géographique de ces municipalités. De plus, les plus grandes distances entre les espaces résidentiels et les sites d'enfouissement pourraient expliquer des coûts d'entretien sur l'île de Montréal. Finalement, le fait d'avoir une plus grande concentration d'immeubles commerciaux et industriels peut entraîner une hausse de l'utilisation des voies routières par des poids lourds qui peuvent accélérer la détérioration des routes et augmenter les coûts d'entretien.

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 558611836  | 6  | 93101972.6 | F( 6, 63) = 4.51       |  |  |
| Residual | 1.3012e+09 | 63 | 20654144.5 | Prob > F = 0.0007      |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.3004     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.2337 |  |  |
| Total    | 1.8598e+09 | 69 | 26953955.6 | Root MSE = 4544.7      |  |  |

| voirie   | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |           |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| nbrdekm  | -3.979781 | 7.886727  | -0.50 | 0.616 | -19.74015            | 11.78059  |
| nbrdekm2 | 2.189541  | 6.135396  | 0.36  | 0.722 | -10.07107            | 14.45015  |
| densi    | 1.964478  | .5873014  | 3.34  | 0.001 | .7908499             | 3.138107  |
| pop      | -.0104369 | .0458812  | -0.23 | 0.821 | -.1021233            | .0812494  |
| mtl      | 2437.641  | 1792.725  | 1.36  | 0.179 | -1144.833            | 6020.115  |
| commerce | -29.15413 | 58.01694  | -0.50 | 0.617 | -145.0917            | 86.78348  |
| _cons    | 5813.864  | 1130.643  | 5.14  | 0.000 | 3554.455             | 8073.2729 |

En analysant les résultats de la régression, nous remarquons que le coefficient de la variable *nbrdekm* est négatif et qu'il est positif lorsque l'on considère la longueur réseau au carré. Toutefois, ils restent tout aussi non significatifs. La densité apparaît avoir un effet assez important où chaque personne additionnelle par kilomètre carré fait augmenter la facture de 2,04 \$ par kilomètre. La significativité associée à la variable *Mtl* est trop faible pour que l'on puisse considérer celle-ci. Les variables *pop*, *mtl* et *commerce* sont non significatives. Le R carré ajusté est de 0,2337 c'est-à-dire que ce modèle semble expliquer 23,37 % de la variance des dépenses par kilomètres de voie.

L'utilisation de la variable avec amortissement dans la même régression nous donne les résultats suivants :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 2.4724e+09 | 6  | 412073678  | F( 6, 63) = 8.82       |  |  |
| Residual | 2.9440e+09 | 63 | 46730352.7 | Prob > F = 0.0000      |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.4565     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.4047 |  |  |
| Total    | 5.4165e+09 | 69 | 78499337.5 | Root MSE = 6836        |  |  |

| voiriel  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| nbrdekm  | -9.795691 | 11.86295  | -0.83 | 0.412 | -33.50191            | 13.91053 |
| nbrdekm2 | -1.424135 | 9.228657  | -0.15 | 0.878 | -19.86613            | 17.01786 |
| densi    | 2.792646  | .8833992  | 3.16  | 0.002 | 1.027313             | 4.557978 |
| pop      | .0533359  | .069013   | 0.77  | 0.443 | -.0845756            | .1912474 |
| mtl      | 3598.402  | 2696.556  | 1.33  | 0.187 | -1790.236            | 8987.04  |
| commerce | 372.8224  | 87.26715  | 4.27  | 0.000 | 198.4329             | 547.2119 |
| _cons    | 6422.555  | 1700.675  | 3.78  | 0.000 | 3024.028             | 9821.083 |

Les résultats diffèrent du fait que la longueur du réseau au carré semble avoir un effet négatif contrairement à la régression précédente. La densité a un effet positif sur les prix où chaque personne supplémentaire par kilomètre carré fait augmenter les coûts de voirie de 2,79 \$ par kilomètre de voie. Comme précédemment, le coefficient de la variable *mtl* reste non-significatif, mais est néanmoins positif. De plus, le coefficient ayant trait à la proportion d'immeubles commerciaux et résidentiels reste positif avec une significativité beaucoup plus élevée avec une valeur p de 0,00. Finalement, Le R carré ajusté est plus élevé que dans la régression précédente à 0.4047.

Il paraît plus opportun d'utiliser la variable qui tient compte de l'amortissement, car celle-ci intègre les investissements effectués précédemment ainsi que les déficits

d'exploitation accumulés. Toutefois, les résultats des deux régressions sont semblables où la densité de la population semble avoir un effet réel sur les coûts de déneigement. Il est logique qu'une utilisation accrue des voies de circulation automobile entraîne une détérioration plus rapide du bitume et par le fait même une augmentation des coûts d'entretien. Toutefois, la proportion d'immeubles industriels et commerciaux semble avoir uniquement un effet lorsque l'on considère les coûts avec amortissement. On pourrait supposer que le passage de poids lourds et autres de types de véhicules spéciaux détériore la chaussée plus rapidement ce qui demande des activités de réfection en profondeur plus régulières. Ces activités demandent d'importants investissements contrairement à un entretien régulier qui exige des plus petits investissements périodiques. Ces investissements plus importants seraient donc inclus dans les dépenses incluant l'amortissement inversement aux coûts d'entretien régulier.



## Distribution de l'eau

La distribution de l'eau est l'un des services principaux au sein des administrations municipales. Toutefois, il est important de faire des distinctions entre les municipalités qui ont leurs propres usines d'épuration et de filtration et ceux qui utilisent celles de municipalités plus importantes avoisinantes. Toutefois, à l'exception de la ville de St-Mathieu, toutes les municipalités étudiées possèdent un ou l'autre de ces services. Nous allons donc nous pencher sur les coûts de la distribution d'eau potable. Comme les activités de déneigement et de voirie, les infrastructures de distribution d'eau potable sont intenses en capital et seraient susceptibles d'entraîner certaines économies d'échelles. Les coûts d'entretien des conduites d'eau sont calculés pour chacun des kilomètres de conduite. Les coûts semblent très variables comme on peut le voir les coûts d'entretien et de distribution sans amortissement varient de 847 \$ à 81 189 \$ par kilomètre. La moyenne est de 7723,97 \$ et l'écart type est de 10 989,77 \$. Il est à noter que le montant qu'il existe de grandes différences de coût entre les municipalités en fonction de la nature du réseau de distribution d'eau. Malgré un minimum d'infrastructure dans chacune des villes étudiées, le niveau de service varie beaucoup entre les villes et entre les citoyens d'une même ville. Le coefficient de variation est en effet très élevé à 1,4235 du fait que l'écart type est plus de 40 % plus élevé que la moyenne des coûts . Nous remarquons donc des différences de coûts jusqu'à près de 100 fois entre la plus chère et la moins chère. Certaines municipalités ont un système moins perfectionné et les résidents ont recours à des fosses septiques et des puits artésiens. De ce fait, la ville de Léry, par exemple, a un coût très bas de 847 \$ par kilomètre de conduites, car le réseau de distribution d'eau est limité au sein de la municipalité.

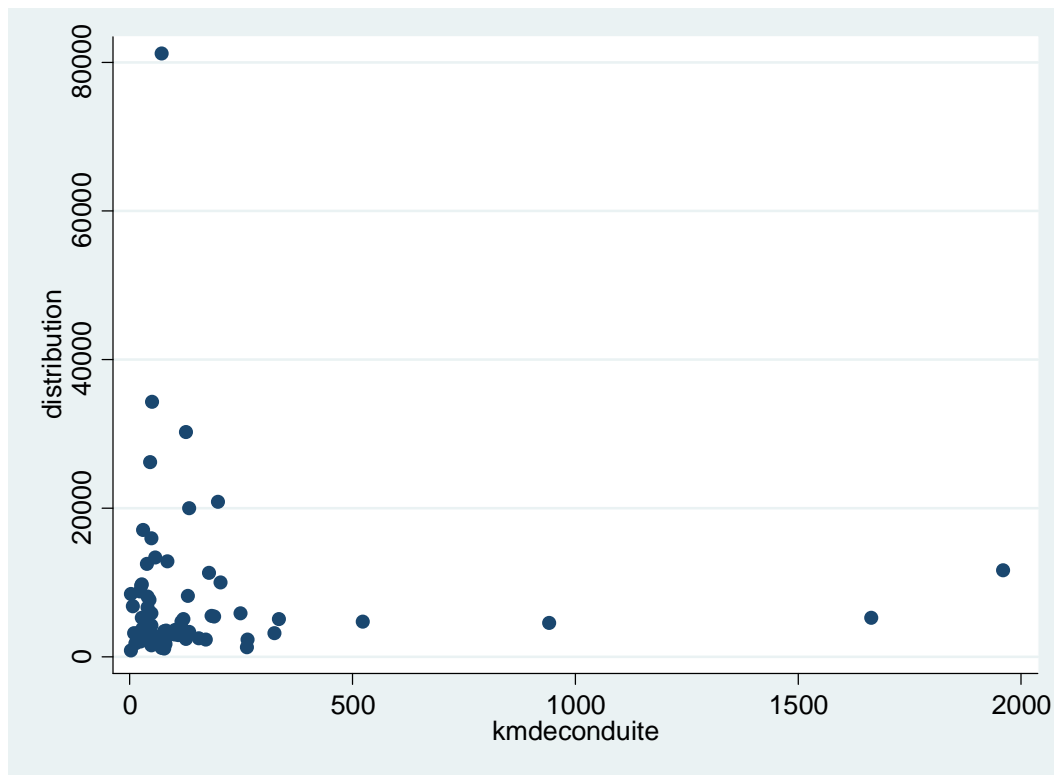
| Variable     | Obs | Mean    | Std. Dev. | Coeff. de var. | Min | Max    |
|--------------|-----|---------|-----------|----------------|-----|--------|
| Distribution | 72  | 7770,07 | 11 060,98 | 1,4235         | 847 | 81 189 |

Il y a ainsi beaucoup de variation entre les coûts des diverses municipalités et lorsque l'on tient compte de l'amortissement des installations, les coûts semblent augmenter de façon marquée. En effet, la moyenne augmente à 11 036,81, mais l'écart-type reste semblable à 11 291,39 \$. Des coûts avec amortissement ressortent une variation très élevée encore avec un coefficient de variation de 1,023.

| Variable      | Obs | Mean      | Std. Dev. | Coeff. de var. | Min | Max    |
|---------------|-----|-----------|-----------|----------------|-----|--------|
| Distribution1 | 72  | 11 036.81 | 11 291,39 | 1.023          | 847 | 84 372 |

Les municipalités, s'il existe des économies d'échelle, devraient être capables de faire diminuer les coûts marginaux s'il y a plus de kilomètres de conduite. Le fait que certaines petites municipalités ont des services plus limités associés à un réseau de petite taille pourrait biaiser en partie les résultats. Le nuage de points démontre un

lien incertain entre la taille du réseau et les coûts de distribution où certains réseaux de moyennes et petites tailles sont clairement ceux les plus coûteux.



La régression des coûts de distribution sur la taille du réseau donne ce résultat :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 70      |  |  |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|--|--|
| Model    | 49418794.9 | 2  | 24709397.5 | F( 2, 67) = 0.19        |  |  |
| Residual | 8.5055e+09 | 67 | 126948095  | Prob > F = 0.8236       |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.0058      |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = -0.0239 |  |  |
| Total    | 8.5549e+09 | 69 | 123984654  | Root MSE = 11267        |  |  |

| distribution  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| kmdeconduite  | -9.511582 | 15.28845  | -0.62 | 0.536 | -40.02746            | 21.00429 |
| kmdeconduite2 | .0052064  | .0085286  | 0.61  | 0.544 | -.0118168            | .0222295 |
| _cons         | 8686.551  | 1984.099  | 4.38  | 0.000 | 4726.273             | 12646.83 |

Les résultats démontrent un lien minime entre la taille du réseau et les coûts de distribution. En effet, on ne dénote aucun effet significatif lorsque l'on considère la variable de kilomètres de conduites et cette même variable au carré. La présence d'une courbe en U pourrait être envisagée malgré la non-significativité.

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 71      |  |  |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|--|--|
| Model    | 19276984.2 | 2  | 9638492.12 | F( 2, 68) = 0.07        |  |  |
| Residual | 9.0266e+09 | 68 | 132744514  | Prob > F = 0.9300       |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.0021      |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = -0.0272 |  |  |
| Total    | 9.0459e+09 | 70 | 129227199  | Root MSE = 11521        |  |  |

| distribution1 | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |          |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| kmdeconduite  | -5.874673 | 15.43525  | -0.38 | 0.705 | -36.67523            | 24.92588 |
| kmdeconduite2 | .0030977  | .0086141  | 0.36  | 0.720 | -.0140915            | .0202868 |
| _cons         | 11635.8   | 2027.811  | 5.74  | 0.000 | 7589.365             | 15682.23 |

Le même constat s'applique à la régression qui concerne les coûts de distribution avec amortissement.

Toutefois, une hausse de la densité de population devrait faire aussi augmenter le nombre de sorties de conduite par kilomètre. De même, comme les services précédents, le fait d'être sur l'île de Montréal devrait aussi faire augmenter les coûts marginaux associés aux aqueducs, car ces municipalités sont raccordées au réseau centralisé de Montréal qui est beaucoup plus complexe. Une forte présence d'immeubles commerciaux ou industriels pourrait aussi influencer les coûts de distribution. En effet, ces immeubles consomment généralement plus d'eau ce qui augmenterait les coûts d'entretien des conduites. De plus, afin de cerner l'effet des petites municipalités qui ont de services de distribution d'eau moins perfectionnée sont généralement dans de petites villes ou villages. De ce fait, l'ajout de variables catégorisant les municipalités par classe de population comme précédemment pourrait cerner l'effet des petites municipalités ayant des services limités.

Lorsque l'on considère les coûts sans amortissement, les résultats sont les suivants :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = | 70     |
|----------|------------|----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 4.6026e+09 | 9  | 511399683  | F( 9, 60) =     | 7.76   |
| Residual | 3.9523e+09 | 60 | 65872399.7 | Prob > F =      | 0.0000 |
|          |            |    |            | R-squared =     | 0.5380 |
|          |            |    |            | Adj R-squared = | 0.4687 |
| Total    | 8.5549e+09 | 69 | 123984654  | Root MSE =      | 8116.2 |

| distribution  | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |           |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| kmdeconduite  | -58.04263 | 27.66794  | -2.10 | 0.040 | -113.3868            | -2.698497 |
| kmdeconduite2 | .0239926  | .0129009  | 1.86  | 0.068 | -.001813             | .0497983  |
| cat1          | -27166.64 | 13351.52  | -2.03 | 0.046 | -53873.67            | -459.6209 |
| cat2          | -25568.94 | 11633.55  | -2.20 | 0.032 | -48839.5             | -2298.377 |
| cat3          | -13713.97 | 9471.069  | -1.45 | 0.153 | -32658.93            | 5230.988  |
| cat4          | 0         | (omitted) |       |       |                      |           |
| cat5          | -13369.82 | 8961.985  | -1.49 | 0.141 | -31296.46            | 4556.822  |
| cat6          | 0         | (omitted) |       |       |                      |           |
| mt1           | 16084.99  | 3319.947  | 4.84  | 0.000 | 9444.11              | 22725.87  |
| densi         | 2.271634  | 1.098553  | 2.07  | 0.043 | .0742003             | 4.469067  |
| commerce      | -124.8336 | 106.1616  | -1.18 | 0.244 | -337.1884            | 87.52116  |
| _cons         | 32416.22  | 13512.18  | 2.40  | 0.020 | 5387.835             | 59444.6   |

On remarque donc que la relation entre le nombre de kilomètres de conduite et les coûts de distribution est négative, ce qui signifie qu'une municipalité ayant plus de conduites d'eau serait susceptible de déboursier moins pour l'entretien et la distribution. Toutefois, la variable de kilomètres de conduites au carré est positive, donc les plus gros réseaux couteraient plus cher d'entretien marginalement qu'un réseau de taille moyenne. Ainsi un réseau atteindrait donc un plateau où l'agrandissement subséquent de son réseau se résulterait en déséconomies d'échelle. Les petites municipalités, celles de 0 à 5000 et celles de 5 à 25 000, semblent avoir des coûts de distribution moins élevés attribuables au niveau de services qu'ils offrent à leurs résidents. Le fait d'être situé sur l'île de Montréal a aussi un effet certain, le fait d'y être ferait monter le prix de 16 084 \$ par kilomètres de conduites. La densité de la population semble avoir aussi un effet, mais relativement faible où une personne de plus par kilomètres carrés ferait augmenter la facture de 2,27 \$. La proportion de de la richesse foncière associée aux immeubles commerciaux et industriels n'aurait pas d'effet significatif sur les couts de distribution. On remarque finalement un R carré ajusté de 0,4687.

Lorsque l'on considère les coûts avec amortissement, qui devrait offrir un meilleur indicateur à comparer, les résultats restent semblables :

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs = 71     |  |  |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 4.6938e+09 | 10 | 469380981  | F( 10, 60) = 6.47      |  |  |
| Residual | 4.3521e+09 | 60 | 72534901.7 | Prob > F = 0.0000      |  |  |
|          |            |    |            | R-squared = 0.5189     |  |  |
|          |            |    |            | Adj R-squared = 0.4387 |  |  |
| Total    | 9.0459e+09 | 70 | 129227199  | Root MSE = 8516.7      |  |  |

| distribution1 | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |           |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| kmdeconduite  | -68.05139 | 29.03345  | -2.34 | 0.022 | -126.1269            | -9.975846 |
| kmdeconduite2 | .0281438  | .0135376  | 2.08  | 0.042 | .0010646             | .0552231  |
| cat1          | -34716.12 | 14010.47  | -2.48 | 0.016 | -62741.23            | -6691.017 |
| cat2          | -31174.76 | 12207.7   | -2.55 | 0.013 | -55593.8             | -6755.719 |
| cat3          | -18269.09 | 9938.498  | -1.84 | 0.071 | -38149.05            | 1610.865  |
| cat4          | -20271.56 | 12091.03  | -1.68 | 0.099 | -44457.22            | 3914.103  |
| cat5          | -15258.05 | 9404.289  | -1.62 | 0.110 | -34069.43            | 3553.332  |
| cat6          | 0         | (omitted) |       |       |                      |           |
| mtl           | 16073.69  | 3483.797  | 4.61  | 0.000 | 9105.054             | 23042.32  |
| densi         | 2.172031  | 1.15277   | 1.88  | 0.064 | -.1338532            | 4.477915  |
| commerce      | -145.645  | 111.401   | -1.31 | 0.196 | -368.4802            | 77.19019  |
| _cons         | 42577.97  | 14179.05  | 3.00  | 0.004 | 14215.64             | 70940.29  |

On remarque donc que la relation entre le nombre de kilomètres de conduites et les coûts reste négative tout comme *kmdeconduite2* qui reste positive et significative. De plus, les catégories de population semblent toutes avoir un effet négatif sauf celle omise automatiquement qui a un effet nul. Toutefois, les variables *cat4* (50 000 à 75 000) et *cat5* (75 000 à 100 000) ne sont très peu ou pas significatives. Les coefficients associés aux variables *densi* et *mtl* semblent avoir le même effet que dans la régression précédente. Il est à noter que l'effet d'être membre de l'agglomération de Montréal est toujours très important.

Les deux modèles précédents nous confirment donc l'existence d'économies d'échelle, mais aussi de déséconomies d'échelle dans les coûts associés à la distribution d'eau. Une municipalité verrait ses coûts marginaux diminuer jusqu'à une certaine de taille de réseau et verrait finalement ses coûts augmenter par la suite. Nous serions donc confrontés à une courbe en U qui témoigne d'économies et de déséconomies d'échelle. Le fait de faire partie de l'agglomération de Montréal semble avoir des conséquences directes sur les coûts de distribution. C'est d'ailleurs à Montréal que l'on constate les municipalités ayant les coûts les plus élevés comme Côte-Saint-Luc qui dépense 84 372 \$ par kilomètre de conduites, il est à noter que cette municipalité utilise les services d'une entreprise privée pour l'entretien du réseau et la distribution de l'eau potable contrairement à la majorité des

municipalités qui utilisent des employés municipaux. La présence de services plus limités dans les petites municipalités semble aussi avoir un effet. Il est tout à fait logique que des petites municipalités, souvent plus rurales, aient des services moins élaborés donc moins coûteux. Une partie des coûts est redirigée vers le résident qui doit payer pour une fosse septique et autres éléments sanitaires. Le MAMROT fournit une statistique concernant l'absence ou la présence d'un système d'approvisionnement d'eau ou de traitement des eaux usées au sein de la municipalité. Le ministère classe ainsi les municipalités de moins de 2000 habitants selon la présence d'un ou deux de ces services. Dans la Communauté métropolitaine de Montréal, seule la ville de Saint-Mathieu rentre dans cette catégorie. Cette statistique n'est donc pas utilisable pour catégoriser le niveau de service des divers réseaux d'eau potable. La densité a aussi un effet direct sur les coûts par kilomètres de conduites, car les conduites seraient logiquement plus utilisées donc plus chères à entretenir. L'effet de la taille du réseau a certes une influence sur les coûts y étant associés, mais celui-ci reste relativement limité. Les caractéristiques du réseau semblent plus importantes lorsque l'on analyse les coûts que sa taille.

## **Analyse et conclusion**

Les économies d'échelle ne semblent pas être au rendez-vous lorsque l'on compare les différentes municipalités de la Communauté métropolitaine de Montréal. Il n'y a pas apparence, non plus, de déséconomies d'échelle lorsque l'on analyse les charges nettes par habitant par rapport aux deux variables reliées à la population, car la variable de population au carré semble tout aussi non significative. La taille de la population semble donc très peu liée aux charges nettes par citoyens. Toutefois, en utilisant la variable dichotomique qui compare les villes de moins et de plus de 25 000 habitants, une certaine relation significative. Il semblerait qu'une municipalité de plus de 25 000 habitants serait plus susceptible d'avoir de plus petites charges par habitant. Cependant, la significativité de celle-ci reste basse et il est difficile de vérifier si l'effet est réel ou que la petite taille de l'échantillon choisi provoque un certain biais. La relation entre populations et les charges nettes par habitant sont donc ambiguës.

Il paraît possible de prédire le montant des charges nettes par habitant, mais elles semblent plutôt liées à la composition du parc immobilier et de la richesse de ses citoyens. Il est logique que les charges nettes par habitant soient plus élevées lorsqu'une plus grande part des revenus des municipalités est issue des taxes aux entreprises. Les entreprises paient donc pour les services dont ils ont besoin ce qui fait apparaître artificiellement des dépenses plus élevées par citoyen. Il semble toutefois que le taux de taxation ne soit pas lié à une plus grande présence d'entreprises. En faisant la régression du taux global de taxation uniformisé, qui est un indice calculé par tranche de 100 \$ d'évaluation foncière, les résultats démontrent que la présence d'espaces commerciaux et industriels a un effet très limité sur les charges attribuées à chacun des citoyens.

La richesse foncière uniformisée reste un élément primordial lorsque l'on analyse les charges nettes par habitant. En effet, quoique le niveau de service tende à augmenter lorsque la population est plus riche, la plupart des services assumés par les municipalités tels la voirie ou les services d'aqueduc ne devraient toutefois être plus dispendieux. Malgré tout, les citoyens des villes plus riches payent donc, nominalement, plus de taxes que ceux de municipalités moins nanties. Le taux de taxation est malgré tout inversement proportionnel à la richesse foncière moyenne de ses citoyens.

Les municipalités de l'île de Montréal semblent confrontées, en moyenne, à des coûts plus élevés pour tous les postes de dépenses étudiés précédemment. Le fait d'être dans l'agglomération de Montréal oblige ces municipalités à verser une taxe commune pour différents services centralisés tels le service de police, la distribution

d'eau potable et la gestion du réseau routier artériel. Malgré des populations relativement faibles, les municipalités de l'île de Montréal sont confrontées à des dépenses plus élevées dues à la présence de syndicats, des salaires plus élevés, le coût des terrains et une série de dépenses reliées à l'utilisation du mobilier urbain par des non-résidents de l'île si l'on se fie aux conclusions de Boyne (1995).

Les coûts des services de déneigement et de la voirie semblent peu liés à la taille du réseau. La variation des coûts de déneigement paraît attribuable aux caractéristiques de la municipalité et l'utilisation des citoyens du réseau routier. Une forte densité de population apparaît jouer un rôle clé lorsque l'on examine les coûts de ces deux services. Une augmentation de la densité paraît mener invariablement à une augmentation des coûts de voirie et de déneigement relié apparemment à une utilisation plus importante du réseau. Quoiqu'il apparaisse logique que les coûts de déneigement tendent à augmenter lorsqu'il y a une plus grande densité de population, due à l'utilisation de sites d'entreposage plus éloignés et des activités de déneigement plus complexes, les artères plus importantes telles, les boulevards devraient mener à certaines économies d'échelle. Il paraît cohérent de penser que le déneigement de plusieurs voies sur une même artère est plus efficace que de déneiger plusieurs voies séparées. Toutefois, cet effet ne semble pas ressortir des modèles effectués précédemment. En ce qui a trait aux activités entourant la voirie, les dépenses marginales par kilomètre semblent uniquement liées au niveau de densité. Dans la même veine, l'utilisation plus importante de chaque segment du réseau devrait mener à une hausse du coût d'entretien marginal. Les coûts de distribution d'eau par kilomètres de conduites semblent eux aussi directement liés à la densité de la population. Le nombre de sorties d'eau et l'utilisation plus importante des segments de conduites conduisent logiquement à une hausse des coûts de distribution. Les coûts de déneigement semblent augmenter lorsque la population augmente. Il est difficile d'interpréter cette relation, car elle n'est pas reliée à la taille du réseau. On pourrait imaginer que la taille de la population est reliée à la complexité du réseau. Donc, plus un réseau est complexe, plus les activités de déneigement le seraient aussi ce qui ferait augmenter les coûts.

Contrairement à ce qu'on pourrait penser, les résidents de l'île de Montréal ne semblent pas payer plus, de façon significative, que les habitants de la couronne nord et sud, pour l'entretien de leurs voies routières. Toutefois, le fait de se situer sur l'île de Montréal et par conséquent dans l'agglomération de Montréal est un élément crucial lors de l'analyse des différents coûts auxquels sont confrontées les municipalités. Dans les quatre régressions analysées, le fait d'être sur l'île de Montréal avait un effet positif sur des coûts de déneigement, de distribution d'eau et des charges nettes par habitant. Ces municipalités paient donc généralement plus



cher pour les services dont une partie est produite l'agglomération. De plus, les coûts de déneigement, qui ne sont pas centralisés, sont aussi plus chers qu'à l'extérieur de l'île. La densité de l'île de Montréal et la distance des sites d'enfouissement peuvent expliquer en partie des coûts plus élevés de déneigement. Le réseau de distribution d'eau de Montréal est aussi plus vieux que la plupart des autres réseaux, ce qui peut avoir des impacts importants sur les coûts de distribution.

Une présence plus importante d'industries et de commerce semble faire aussi augmenter la facture des municipalités au niveau de la distribution d'eau et des dépenses de voirie avec amortissement. L'utilisation plus importante de ces deux services par les industries et les commerces font donc augmenter les coûts rattachés à ceux-ci.

L'analyse des trois services précédents faisait la distinction entre les charges avec ou sans amortissement. Quoique les résultats restent similaires entre les deux variables dépendantes, il paraît plus logique de comparer les coûts avec amortissement. Dans le cas du déneigement, si une municipalité possède son lot de camions de déneigement et que les coûts annuels ne comprennent que les coûts de fonctionnement et l'on veut la comparer avec une ville qui paie une entreprise privée pour les activités de déneigement, mais qui n'a aucune charge reliée à l'amortissement, on se doit de comparer les coûts comprenant l'amortissement. De même, une ville qui a effectué de lourds travaux de réfection les années précédentes et qui voit sa facture d'entretien sans amortissement descendre au cours des années suivantes ne peut être comparée qu'avec les charges avec amortissement. Pourtant, malgré cette différence, les résultats restent similaires quant à la relation entre coûts et taille du réseau. Il y a seulement une différence importante lorsque l'on analyse l'impact de la proportion d'immeubles commerciaux et résidentiels sur les coûts de voirie avec amortissement où cette proportion semble avoir un impact positif et significatif sur les coûts.

La présence d'économies d'échelle dans les services municipaux est, de ce fait, remise en doute. Comme la plupart des études, nous arrivons au constat qu'il n'existe pas réellement d'économies d'échelle et que la relation entre la taille de population ou la taille du réseau et les coûts des services rattachés reste ambiguë. Quoique, nous avons pu remarquer la présence de légères déséconomies d'échelle dans les activités de distribution d'eau potable, où jusqu'à une certaine taille de réseau, il y aurait possibilité de connaître des économies d'échelle au fur et à mesure que le réseau augmente de taille jusqu'à un point où les coûts commencent à augmenter. Toutefois, le niveau de services offerts en ce qui a trait au réseau d'aqueduc varie d'une municipalité à l'autre et n'est pas toujours le même niveau

pour l'ensemble d'une même population. Par exemple, certaines municipalités de l'île de Montréal ne sont pas raccordées à un service d'égout. Les caractéristiques du réseau, le type de services offerts et la position géographique de la municipalité semblent donc plus déterminants lorsque l'on analyse ces coûts que la taille du réseau en elle-même. La présence d'économies d'échelle est donc largement mise en doute même à ce niveau. Toutefois, l'analyse du réseau de distribution d'eau potable nous démontre que certains services sont susceptibles de connaître une courbe de coût en forme de U et qu'une taille de municipalité optimale existerait en terme de coût de chacun des services.

Pourtant, plusieurs ont tenté récemment de justifier en partie les fusions municipales par le fait qu'elles entraîneraient des économies d'échelle. À la lumière des constats précédents, l'absence d'économies d'échelle nous porte à remettre en cause la légitimité de ces conclusions. Les fusions municipales peuvent apporter d'autres avantages, mais elles ne peuvent être motivées par un souci d'économies d'échelle ou d'envergure. Il apparaît nettement que le lien entre la taille de la population et ses coûts est non significatif et donc qu'on ne peut justifier les regroupements municipaux par cet argument. Il serait intéressant de vérifier d'autres services tels ceux d'incendie ou services policiers. De plus certains auteurs relataient la présence d'économies d'échelle au niveau de l'administration générale tandis que d'autres dénotaient certaines déséconomies d'échelle. Finalement, il est malheureusement difficile d'ajouter des variables sur la qualité des services offerts. En effet, ceux-ci auraient pu apporter un nouveau regard sur les coûts.

## **Bibliographie**

Ahlbrant, Jr, R. 1973.« Efficiency in the provision of fire services ». Public Choice. Vol 16. No 3. pp 1-16.

Alt, J. 1971. « Some social and political correlates of county borough expenditures ». British Journal of Political Science. Vol. 1. No 1. pp.49-62.

Ashford, Dean et Robert Berne.et Richard Schramm. 1976. « The expenditure-financing decision in British local government ». Policy and Politics. Vol. 5. No. 1. pp. 5-24.

Boaden, Neil. 1971. « Urban Policy Making. Cambridge University Press » Royaume-Uni. Cambridge.

Boyne, George. 1995. Population Size and Economies of Scale in Local Government. Policy and Politics. Vol 23, No . pp. 213-222

Chicoine, D.L, S.C Deller et N. Walzer, N. 1989. « The size efficiency of Rural Governments: the case of low-volume rural roads ». Publius: The Journal of Federalism. Hiver, 1989. pp.127-138.

Danzinger, J. 1978. « Making Budgets ». Sage. London. Royaume-Uni

Davies, Bledodyn, Andrew Barton et Ian McMillian. 1972. « Variations in Children's Services Among British Urban Authorities », Bell and Sons, London.

Dollery, Brian et Euan Fleming. 2005. « A Conceptual Note on Scale Economies, Size Economies and Scope Economies in Australian Local Government ». Working Paper Series in Economics. University of New England. Australia.

Dollery, Brian et Joel Byrnes. 2002. « Do Economies of Scale Exist I Australian Local Government? A Review of the Empirical ». Working Paper Series in Economics. University of New England. Australia.

Gabler, L.R, 1969. « Economies and Diseconomies of Scale in Urban Public Sectors » Evidence. Land Economics. Vol. 45. No. 4. pp.425-434

Gabler, L.R, 1971. « Population Size as a Determinant of City Expenditure and employment: Some Further Evidence ». Land Economics. Vol. 47. No. 2. pp.130-138

Gupta, Shibshankar et John P. Hutton 1968 « Economies of scale in local government', in Royal Commission on Local Government in England ». Research Appendices. HSMO Editor. London. Royaume-Uni

Jackman, Richard et John Papadachi. 1981 « Local authority education expenditure in England and Wales: why standards differ and the impact of government grants » *Public Choice*. Vol. 36. No. 4: pp. 425-39.

Holcombe, Randall G et Williams W. DeEdgra. 2008. The Impact of Population Density on Municipal Government Expenditures. *Public Finance Review*, Vol 36. No 3. Pp. 359-373

Kwabena, Gyimah-Brempong. 1987. Economies of Scale in Municipal Police Departments: The Case of Florida. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 69. No. 2. pp. 352-356

McDavid, J.C. 2001 «Solid-waste contracting-out, competition, and bidding practices among Canadian local governments», *Canadian Public Administration*. Vol 44. No 1. pp. 1-25.

Ostrom, Elinor et Roger B. Parks. 1973. « Suburban police departments: too many and too small? » *Urban Affairs Annual Review*. Vol 7. Sage Publications, Beverley Hills, États-Unis: pp. 367-402.

Pommerhene, Werner et Charles B. Blanckart. 1979. Les économies d'échelles dans les services urbains. *Revue économique*. Vol. 30. No. 2. Pp338-354

Steven Pinch. 1978. « Patterns of local authority housing allocation in Greater London between 1966 and 1973: an inter-borough analysis ». *Transactions of the Institute of British Geographers*. Vol 3, No.1. pp 35-54.

Schofield. 1978. « Determinants of urban service expenditures – fire and social services ». *Local Government Studies*. Vol 4, No 2. pp 65-79.

Shapiro, Harvey. 1963. « Economies of Scale and Local Government Finance ». *Land Economics*. Vol. 39. No. 2. pp175-186

Indicateurs de gestion 2010 par Ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire. Québec. 2011

Données du Ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire issues du site [www.mamrot.gouv.qc.ca](http://www.mamrot.gouv.qc.ca) et de [www.isq.gouv.qc.ca](http://www.isq.gouv.qc.ca)